

家族規模と教育達成：移動構造の人口学的側面

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2015-07-03 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 近藤, 博之 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.14945/00008876

家族規模と教育達成

— 移動構造の人口学的側面 —

近 藤 博 之

1. 問題の所在

教育が社会移動の主要なルートとして位置づいている今日でも、家族のもつ諸々の特性が個人の地位達成に少なからぬ影響を及ぼしていることは広く知られている。特に、家族規模 (family size) あるいは兄弟姉妹の数 (sibsize) と教育達成との間には、明瞭な負の相関が認められる。

この点について P. ブラウと O. D. ダンカン は、大家族に生まれた子供は、社会的地位が低くまた学校教育への関心も低い親を持つ場合が多く、しかも僅かな資源を大勢の同胞と分け合わねばならないために二重の不利益に晒されている、と一般的な理解を述べている¹⁾。また、アメリカ社会における移動構造の趨勢を分析した D. L. フェザーマンと R. M. ハウザー、ならびに R. D. メアは、兄弟姉妹数 (以下、単に兄弟数と呼ぶ) が一人増えるごとに教育達成が約 0.2 年短くなるという関係が今世紀のどの出生コーホートにもあてはまるとし、父親の学歴や職業の影響力が徐々に後退してゆくなかで、家族規模だけは安定した負の効果を持ち続けていることを示している²⁾。他方、J. ブレイクは、父親の学歴や職業などの地位変数が影響力を弱めているといっても、それは小家族にのみ当てはまることであり、兄弟数が多い場合は、子供の教育達成が依然として親の社会的地位に左右される前近代的な状態にある、とアメリカ社会の移動構造に新たな疑問を投げかけている³⁾。

しかし、社会移動に関する一般の研究関心は、個人が家族制度の不平等からどれだけ解放されているかを評価するところに置かれるために、家族規模をはじめとして本人の出生順位や父子年齢差あるいは世帯特性など定位家族に関する情報は、性別や出身地と同様に統制すべき背景変数として、どこまでも所与として扱われるのが普通である。つまり、差し当たって問題とされるのは個人

の動向であり、それを通して捉えられる移動構造の特徴なのである。だが、家族の特性はもとをたせば年若い夫婦によって選択された結果であり、単なる背景変数として処理するよりも、家族の能動性を表わすものと捉えた方がより現実的な面をもっている。実際、経歴的成功（K.マンハイム）の領域が広がり、教育が地位達成の信頼できる手段として位置づいてくれば、人々は子供の教育において将来を予見した行動をとりやすくなる。兄弟数、年齢間隔、しつけや養育の環境など定位家族にみられる諸々の特徴は、相互に切り離された偶発的なものではなく、合理的な計算に支配された一連の選択的行動の結果とみなすことができるだろう。

階層や移動を主題とする研究において、このことは個人をその出自に連れ戻し、改めて家族を分析の対象に据えることを意味している。産業社会の移動構造が一様に普遍的—業績主義的な方向に向っているわけではなく、業績とみなされているものがそのじつ属性に支えられたカギ括弧付の「業績」に過ぎないとすれば⁴⁾、家族を背景に留め置いたままでいるわけにはゆかないだろう。家族の選択を重視するこうした問題設定は、明らかに昨今の家族（人口）史的興味に関係している。この点は本稿の基本的な問題関心でもあるので以下、簡単に述べておこう。

19C.の末にA.デュモンが「社会的毛管現象」説を提示して以降、人口学者や社会学者は社会階層間の差別出生力（differential fertility）に注目し、上昇志向の強い家族ほど子供数を制限する傾向にあるという仮説を支持してきた⁵⁾。そうした抑制的な出生行動は、フランスの社会史家P.アリエスが指摘するように、基本的にはブルジョア家族の成立に始まると思われるが、工業化や都市化の進展とともに次第に民衆の間にも普及していった。アリエスに言わせれば、近代の家族モデルは「生物学的テーラー主義」とでも呼ぶべき綿密な計画性を特徴とし、そこにおいて計画的な出産（小さなエリートの選別）と社会的な成功（親の地位を越えた移動）とが堅く結びつけられている⁶⁾。もちろん、出生率の長期的な低落傾向は、親の上昇志向によってのみ説明されるわけではない⁷⁾。だが、階層構造が開放的であるほど出生率の減少は速やかだったとされるように⁸⁾、社会的地位の階梯を上昇しようとする意欲が子供数の減少に拍車を掛けたことは疑いない。実際、民衆の間でいちはやく子供数の減少が見られたのは、近代的な産業組織の機能的な担い手である都市の中間的諸階級においてであり、これに労働者階級や、農民および停滞的な旧中産階級が続いている。近代の新しい生活様式に適応した集団から次第に子供数を制限する動

機が共有されていったのである。19C.の末から20C.の中頃まで西欧社会に観察された差別出生力の安定したパターンは、そうした抑制動機が普及してゆく時間的なラグを示すものであった⁹⁾。

他方、経済学者達も人口構造の変動に注目し、そこに家族の合理的な行動を読み取ろうとしている¹⁰⁾。彼らによれば、出生率の減少は子供を持つことの便益の低下・負担の増加・調節費用の低下によって説明されるという。もしそうであれば、近代社会の新しい生活様式に適應した家族は、子供を持つことと豊かな消費生活を営むことを二者択一の問題とし、さらには子供を何人持つかという量の問題と、彼らにどれだけの教育を与えるかという質の問題とを明確に区別して、それぞれ合理的な選択を行なってきたことになる。このことは、単純に言えば子供を教育ある人間に育てるために兄弟数を制限する、あるいはそれを可能にするために財の消費を控えるといった行動様式を指している。子供の量と子供の質とを対置させたこの見方は、差別出生力のパターンが薄れてきた今日においても、教育達成の違いを理解するうえで有効な視点を提供しよう。経済学者の言に従えば、教育達成の違いには時間選好率の高低、すなわち将来を期待して採られる節欲的な行動（社会的再生産の戦術）の差が反映されているのである¹¹⁾。こうして、教育達成における格差は依然として定位家族の選択的な行動のなかに遠因を求めることが可能であり、デュモンの仮説は、量から質へ、低質から高質へと形を変えて、今日でも十分に通用する内容をもつことになる。

明らかに、家族の人口史的観察と階層や移動の問題関心は重なり合う部分を持っている。ところが、我が国における社会移動の経験的な研究は、いずれも家族の大きさにそれほどの注意を払ってこなかった。むしろ、その影響を否定する傾向にあったと言ってよい。たとえば、1975年のSSM調査データを用いて移動構造の開放性を検討した富永健一氏は、兄弟数と教育達成の相関係数がマイナス0.21であることから、「兄弟数が社会的昇進に不利になっている事実はない」と結論している¹²⁾。しかし、この結論は移動構造の開放化を強調するあまりの勇み足だろう。社会学のデータではこの程度の相関係数は中の部類に属し、特に集団間の差を問題にする場合は決定的な大きさといってもおかしくないからである¹³⁾。また、安田三郎氏は、デュモン説を定位家族ではなく生殖家族の問題に限定して、野心的な態度と理想の子供数との関連を分析しているが、野心的であるほど理想とする子供数はかえって大きいとしてデュモン説を退けている¹⁴⁾。しかし、理想の子供数がすでに2人の水準にある時期に、社会

的態度としてデュモン説を検証するには量よりも質の観点が必要となろう。また、安田氏は、主体的な選択を重視するデュモン説の対抗仮説として文化的環境の圧力を重視するベレント説¹⁵⁾を取り上げ、過去の移動経験（出身階層と到達階層の文化的圧力）ではなく将来の移動期待（所属したい階層）としてならこのベレント説が成り立つとしているが、それこそデュモン説の内容に通じることをまったく省みしていない。

これに対して出生力に関する人口学的な調査は、戦後を通して、家族規模が子供の教育に期待する節欲行動と密接に結びついていることを示唆してきた。たとえば、毎日新聞社が昭和25年から定期的を実施している「家族計画世論調査」では、避妊の実行には社会階層差が存在すること、実行の主だった理由が”子供の数を制限してよい教育をやるため”にあることを一貫して示している。また、最近の調査では、”子供を育てるうえで何が大変か”の問いに、教育が大変であるという思いが圧倒的に強く、経済的な圧迫といった古典的な問題や、夫婦で楽しめない、あるいは外で働けないといった当世風の悩みをはるかに上回っていることが示されている¹⁶⁾。今日の家族は依然として、デュモンやアリエスの描く近代家族の範疇に収まっているということだろう¹⁷⁾。他方、やはり最近に実施された厚生省人口問題研究所の「第9次出産力調査」は、親の教育期待が強いほど、理想の子供数、予定の子供数ともに幾分か小さめになることを明らかにしている¹⁸⁾。この傾向が顕著なのは、出産期あるいは子育て期にある20代後半から30代前半の親の場合である。また、親の教育期待が強いほど、理想子供数と予定（追加予定がない場合は現実）子供数のギャップが大きいという傾向も見られ、家族規模の選択が今日でも様々な形で観察可能であることを教えてくれる。

結局、筆者の基本的な問題関心は、教育達成における階層間格差を理解するには親の計画性に遡って考えてみるのが有効だという、この一点にある。家族規模を取り上げるのは、それがもっとも見やすい指標だからである。この他にも、父子年齢差や出生間隔などの人口学的変数、貯蓄や保険などの経済的行動、しつけや養育の社会心理学的変数など注目すべき事柄はたくさんあるが、資料の制約から本稿ではとりあえず家族の規模に焦点を絞り、〈家族による出生力の違い〉、〈兄弟数による教育達成の違い〉、この二つの点を統計資料の分析を通じて確認しようと思う。具体的には、高度成長期（1960年頃～1970年頃）における高校進学率や大学就学率の上昇が、小家族化をいち早く成し遂げた高学歴層の親によってリードされたことを明らかにする。これまでも進学率や

就学率の分析は数多く行なわれてきたが、いずれも社会経済的な変数が主だった規定要因とみなされてきた¹⁹⁾。本稿では、それらの要因を統制しても、なおかつ家族規模の大きさが社会的な再生産に戦略的な重要性をもっていたことを実証したいと思う。

初めに紹介したブラウとダンカンの説明にあるように、家族規模が大きいほど進学が不利になるのは疑問の余地がなく、その意味では余りに常識的な問題設定と見られかねないが、必ずしもそうではない。なぜなら、ある時点で高校や大学に進んだ者が何人の兄弟を持っていたのか、そのことを教えてくれる統計はどこにも存在しないからである。したがって、家族規模が教育達成と負の相関をもつといっても、特別の調査でも行なわない限り、兄弟数の大小が教育達成にどの程度の違いをもたらしていたのか確かめようがないのである。単純な事柄についての実証だが、ここでの分析が類似の研究に対して一定の意義をもつことは理解されよう。

2. 差別出生力の趨勢

家族規模を把握するために、以下では、昭和25年・35年・45年の「国勢調査」から〈出産力〉に関する特別集計を代替的に利用する。そこには、初婚の妻について、年齢階級別・結婚年数階級別に調査時点での既往出生児数が集計されている。本稿で問題にしている兄弟数は、同じ母親から生まれた子供の数と考えてよいから、この既往出生児数をもって家族規模の指標とすることに異論はないだろう。既往出生児数には出生後死亡した子供も含まれているが、家族規模の相対的な大きさを問題にする限り、影響は少ないと思われる。また、各社会層の内部的差異を示すものとしては、都道府県別・夫教育程度別・夫職業別の集計が含まれている。それらを見ると、差別出生力の通説どおり、どの調査時点でも、都市よりも地方で、高学歴層よりも低学歴層で、雇用労働者よりも農業従事者で出生児数が多くなっているのがわかる。

それでは、出生力の内部的な差異は今日に至るまでどのような変化を辿ってきたのだろうか²⁰⁾。一人の女性において出産が完結するのは40代の後半を待たなければならないから、年齢を統制しないで趨勢を判断するのは危険を伴う。そこで、年齢が45～49才、結婚年数が20～24年にある階級を標準とみなして比較を行なうことにしよう（彼女達は21～29才に結婚していることになる）。さらに、この年齢階級よりも高い者は出生行動が完結しており、また近年になる

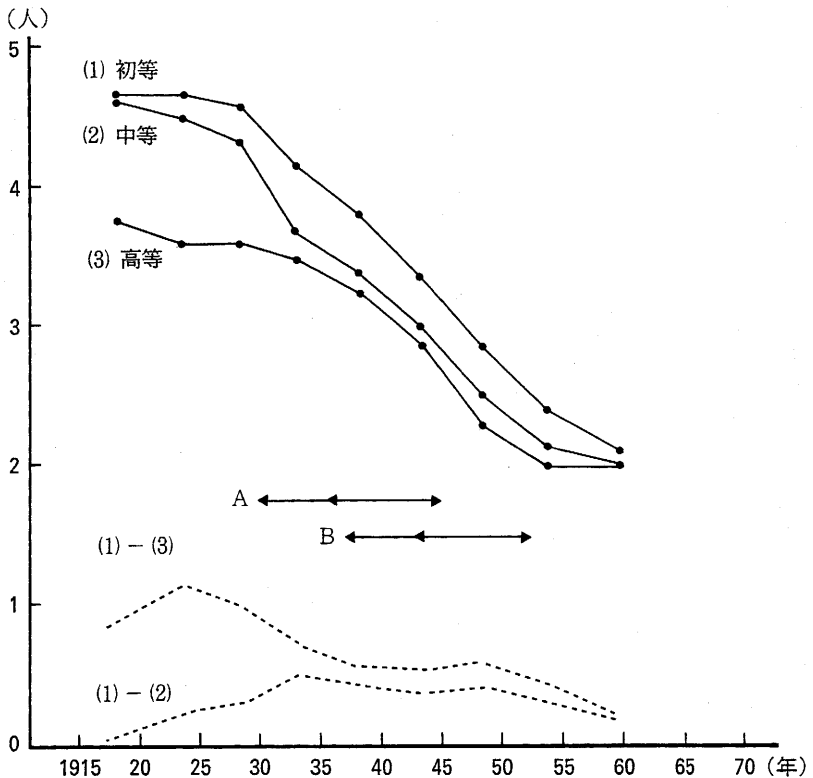
表1 差別出生力の変化—夫教育程度別にみた平均出生児数^{a)}—

調査年	妻の年齢	結婚年数	結婚時期	初等	中等	高等
昭和25年 ^{b)}	55才以上	(30~34年)	1916-1920	4.65	4.63	3.73
	50~54才	(25~29年)	1921-1925	4.68	4.51	3.60
	45~49才	(20~24年)	1926-1930	4.59	4.33	3.60
昭和35年	50~54才	(25~29年)	1931-1935	4.17	3.70	3.50
	45~49才	(20~24年)	1936-1940	3.79	3.40	3.24
昭和45年	50~54才	(25~29年)	1941-1945	3.38	3.02	2.86
	45~49才	(20~24年)	1946-1950	2.86	2.50	2.28
	40~44才	(15~19年)	1951-1955	2.41	2.16	2.01
	35~39才	(10~14年)	1956-1960	2.19	2.02	2.01

^{a)} 子供の有無を申告した女子の平均。

^{b)} 昭和25年の学歴分類は、0~6年、7~9年、10年以上の年数区分。

図1 結婚コホート別の推移



ほどもう少し若い年齢で完結していると考えてよいから、この条件を前後にスライドさせて結婚コーホートが継時的に並ぶようにデータを揃えることもできる。この方針にそって夫の教育程度別に平均出生児数を比較したのが表1である。図1はこれをグラフに置き換えたものだが、今世紀に入ってからとの差別出生力のパターンは大きく3つの局面に分けて捉えることができる。つまり、昭和期の初め頃までは高等教育経験者とそれ以外との間に1.0人程度の大きな差がみられ、ついで中等教育以上の卒業者とそれ以外との間に0.5人強の差がしばらく続き、そして戦後の結婚コーホートで出生児数が2人の水準に近づいてから、学歴差が一挙に解消したという動きである。

そこに「父親の先見の明」(アリエス)の違いが反映されているのか否かはともかく、こうした既往出生児数の差は、父親の学歴が初子出生以前にほとんど確定していること、母親の年齢条件は統制されていることなどから、ほぼ学歴の違いに起因するものとみてよいだろう。実際、昭和35年のデータから年齢が40~49才、結婚年数が15~24年の階級(1936~1945年の結婚コーホートに対応する)を取りだし、学歴差と地域差を組合せた2元表に中央値精練法(median polish)を当てはめてみると、表2に示すような列行和モデル(row-plus-column model)が成り立ち、県民個人所得のどの水準でもほぼ一定の学歴差が維持されているのがわかる²¹⁾。一般に所得水準の低い地域では出生児数が多く、所得水準の高い地域では出生児数が少ないと言えるが、そのことによって学歴別の違いに影響が生じることはなく、どの地域でも、初等教育卒と中等教育卒の間に0.4人、初等教育卒と高等教育卒の間に0.5人程度の差が見られるのである。

表2 地域差と学歴差—列行和モデルの効果と残差—

県民個人所得の水準 ^{a)}					
学歴	I	II	III	IV	行効果
初等	-.02	.00	.00	.02	.39
中等	.03	-.03	.05	-.04	.00
高等	.00	.03	-.03	.00	-.13
列効果	-.28	.03	-.03	.24	3.19

^{a)} 注21)を参照のこと。

ところで、このように結婚コーホートをつないで出生児数を比較してみると、戦後の教育拡大期に子供の進学問題に直面した家族は、やはり父親の教育程度によって家族規模を異にしていたことがはっきりと確認できる。図1に引いてあるAとBの2本の矢印は、どの結婚コーホートが1960年に15才の子供を持つ可能性があるか、またどの結婚コーホートが1970年に18才の子供を持つ可能性があるかを、出産期間を結婚後10年間および15年間に仮定して示したものである。この時期の進学が父親の社会経済的な地位に強く規定されていたことは既に明らかだが²⁰⁾、そうした関連の背後に家族規模の影響があったことは十分に予想されることである。もちろん、それが家族の計画性を意味するのかどうかこの資料だけでは正確な判断ができない²⁰⁾。しかしながら、家族規模の違いによって実際の教育達成に差が見られるようであれば、子供数の大小が社会的再生産に媒介的な役割を果たしていたことは、確実に主張できる。また、その関係が可視的であれば、どの社会層にも「抱いている野心と利用し得る財力に応じて子供の数を制限する動機」(アリエス)が存在し得ることになる。反対に、家族規模の大小によって教育達成にさしたる違いが見られなければ、子供を何人持とうが、そのことが家族の社会的な再生産に戦略的な重要性を持つことはあり得まい。家族の戦略性を論じるには、この種の明確な関係が現実に存在していなければならないのである。

そこで、つぎに家族規模を説明変数に含んだ進学率の重回帰分析を行ない、この間の教育拡大に家族規模がどの程度の関係を持っていたのか、これを検討してみることにする。

3. 家族規模と教育達成の関係

1) 家族規模の推計

目的変数には、昭和35年頃の高校進学率、昭和45年頃の大学・短大就学率、同じく昭和45年頃の大学・短大志願率を用いることにする。高校進学率は昭和34~36年の中学卒業者のうち高校に進学した者の割合、大学・短大就学率は昭和41~43年の中学卒業者のうち現役または一浪で大学・短大に入学した者の割合、大学・短大志願率は昭和44~46年の志願者を3年前の中卒者全体で割った値を用いる。単年度の資料を使わないのは、以下で説明するように、家族規模の推計が多分に不確実な要素を含んでいるからである。他方、説明変数に用いたのはつぎの5つである。①県民個人所得(「県民所得統計年報」から昭和34

～36年の一人当たり平均、及び昭和44～46年の一人当たり平均)、②農林漁業就業者の割合(昭和35年度の「国勢調査」から35～54才層、及び昭和45年度の「国勢調査」から40～54才層)、③父親の学歴(昭和35年度、及び昭和45年度の「国勢調査」から40～49才層における中等教育卒以上の割合)、④母親の学歴(父親の場合に同じ)、⑤家族規模。

ここで家族規模の推計について説明しておく。〈出産力〉に関する集計は、年齢と結婚年数の階級別に既往出生児数が記載されているに過ぎず、子供の年齢に関する情報は一切含まれていない。したがって、昭和35年頃に中学を卒業した者が一体何人の兄弟を持っていたのか、このままでは把握することができない。そこで筆者はつぎの方針を採ることにした。15才の子供が輩出可能な家族は、母親の年齢と結婚年数の階級でどの範囲にあてはまるか、逆に言えば、当該年齢の子供はどの階級の母親を持っていそうか、これを幾つかの仮定を立てて確定し、輩出可能な範囲に収まった階級の母親の既往出生児数をもって家族規模の推計を行なうという方法である²⁰⁾。不確かな方法だが、既存統計を利用する限り恐らくこれが最善のやり方だろう。兄弟数はどこまでも同一家族を前提にしているから、子供数に関する情報を含んだ統計が他にあるとしても、同一の家族として再現できなければまったく役に立たないのである。その点、母親を中心にしたこの資料は利用価値が高いと言える。昭和35年の場合で具体的な手順を説明しよう。

既往出生児数が調査された昭和35年の時点で、15才の子供を持っている可能性のある女子の階級を特定するのがここでの課題である。まず、40才以降での出産は稀であるから、55才以上は無視してもよいだろう(仮定1)。同様に、結婚後15年以降の出産もきわめて少ないと思われるから、結婚年数が30年を越える者は省くことができる(仮定2)。こうして、まずは「35～54才で結婚年数が15～29年の者」と最大の範囲が確定される。今日の基準に照らせば範囲を広くとりすぎているように思われるかもしれないが、無児の女子も含めた平均出生児数が、40～44才で4.17人、45～49才で4.63人、50～54才で5.10人とかなり多いから、出産の上限をこれよりも低くすることはできない。つぎに、この範囲に属していても、既往出生児数が少ない場合は、末子が既に15才を過ぎている場合が出てくる。たとえば、結婚年数が25～29年で既往出生児数が2人と報告した女子の子供が、昭和35年で15才であるためには、結婚後10～14年の時期に第2子を生んでいなければならない。これは、出生行動としては特異な部類に属している。そこで、第1子は2年以内、第2子は5年以内、第3子は8

年以内、第4子は11年以内、第5子は14年以内に生まれていると仮定し（仮定3）、この条件で末子が13～17才に入らない場合は除外することにした。もとの集計表は5才×5年刻みであるから、実際には年齢と結婚年数を1才刻みで組合せた表を作り（こうすると結婚時の年齢が定まる）、その表のうえで除外すべき樹目を数え、それを重みとして最終的な兄弟数の推計を行なった。よって、階級内の分布は均等であるという仮定を置いていることになる（仮定4）。

昭和45年の資料についても同じ方法を採用したが、そこでは輩出可能範囲を「35～54才で結婚年数が20～29年の者」とした。また、末子についての検討は、仮定3を前提に16～20才に入る場合とした。しかし、この年度の都道府県別集計は結婚年数が20年以上の者を一括して扱っている。上の年齢帯で結婚年数が30年を越える者はそう多くはないと推測できるが、念のため階級幅が5年で記載されている全国集計の結果から20～29年の者の割合を求め、それを新たな重みとして付け加えることにした²⁵⁾。

表3 家族規模の推計

	昭和35年「国勢調査」			昭和45年「国勢調査」		
	平均	家族規模 I	家族規模 II	平均	家族規模 I	家族規模 II
全 国	4.2人	13.9%	36.5%	3.6人	22.7%	54.4%
北海道	4.7	11.0	27.7	4.0	17.1	43.8
青 森	5.0	8.7	22.9	4.3	13.6	37.0
岩 手	4.7	9.3	27.4	4.0	16.8	43.7
宮 城	4.6	10.6	29.7	3.8	17.8	47.8
秋 田	4.5	10.0	29.4	3.8	18.6	49.4
山 形	4.2	12.2	36.0	3.5	22.3	58.6
福 島	4.4	12.1	34.2	4.0	14.0	42.5
茨 城	4.4	10.8	31.5	3.8	18.0	48.6
栃 木	4.5	9.4	28.0	3.8	15.8	47.2
群 馬	4.4	10.7	32.5	3.6	19.0	53.4
埼 玉	4.3	12.0	33.2	3.6	20.9	52.5
千 葉	4.2	13.9	36.6	3.5	24.0	56.4
東 京	3.8	20.6	47.9	3.2	32.4	66.0
神奈川	3.9	17.6	43.7	3.3	29.6	63.0

新潟	4.4	10.4	30.8	3.6	18.3	52.2
富山	4.0	16.3	41.7	3.3	28.0	62.0
石川	4.1	15.1	39.7	3.5	25.3	58.1
福井	4.2	12.7	35.4	3.5	24.3	57.0
山梨	4.5	9.4	28.8	3.8	15.0	46.6
長野	4.1	14.1	39.7	3.3	25.1	62.1
岐阜	4.2	12.9	36.7	3.5	24.0	58.7
静岡	4.4	11.1	32.5	3.6	19.1	52.5
愛知	4.1	14.3	37.7	3.4	25.8	58.8
三重	4.1	14.8	39.7	3.3	28.6	62.5
滋賀	4.1	13.5	39.2	3.3	24.5	58.9
京都	3.8	18.0	46.1	3.2	30.7	65.8
大阪	3.8	19.7	46.5	3.3	30.3	63.7
兵庫	3.9	18.1	44.5	3.3	28.2	62.0
奈良	3.9	18.1	45.5	3.3	30.1	64.6
和歌山	3.9	18.8	45.9	3.3	29.4	64.7
鳥取	4.1	13.0	39.8	3.4	24.2	60.7
島根	4.3	12.3	34.6	3.6	20.3	53.5
岡山	3.9	16.9	43.2	3.3	29.8	64.6
広島	3.9	17.1	43.6	3.3	28.1	61.8
山口	4.0	18.7	43.0	3.5	24.4	57.2
徳島	4.3	13.1	36.4	3.6	23.5	56.0
香川	4.0	16.8	41.6	3.3	29.6	63.5
愛媛	4.5	10.6	30.6	3.8	19.4	49.5
高知	3.9	17.9	43.9	3.3	30.5	63.3
福岡	4.2	12.9	35.0	3.6	20.1	52.5
佐賀	4.6	9.3	25.6	4.0	12.1	38.8
長崎	4.9	8.9	25.6	4.4	11.4	33.3
熊本	4.7	9.2	26.5	4.0	13.4	41.9
大分	4.5	11.7	30.1	3.8	16.8	47.1
宮崎	4.7	8.5	24.8	4.0	13.1	40.9
鹿児島	5.0	7.7	21.4	4.3	11.0	33.2

こうして推計された輩出可能範囲の母親の既往出生児数が表3である。昭和35年の全国平均が4.2人、昭和45年の全国平均が3.6人と、予想よりも幾らか高めの数値となっているが、これは既に述べたように出生後の死亡数を含んでいるからである。また、有産児者だけの平均なので無児を含めた平均よりも必ず高くなる。この他にも、出生行動に関する先の仮定が緩すぎた影響があるかも

しれない。しかし、この推計の妥当性をチェックする方法はないので、このまま昭和35年頃の中学卒業者の兄弟数、昭和45年頃の高校卒業者の兄弟数の推計値として利用することにする。兄弟の絶対数に注目するのではなく、相対的な規模に注目する限りそれほど問題は生じないだろう。むしろ、兄弟数が多くても年長の兄弟が独立していれば実質的には家族規模が小さいのと同じである、という家族のライフサイクル上の変化を無視していることの方が問題かもしれない。兄弟数と教育達成の関係は、長子が最も有利で中間子の順位を下がるほど不利となり、末子になってまた少し有利になるという逆J字型のパターンを描くのが普通だからである²⁶⁾。しかし、そうした家族のライフサイクル効果が地域によって大きく異なっているとも思われないので、この点も無視してかかることにする。

このようにどこまでも概数的な把握であるから、以下では、兄弟数が2人以下、または3人以下に区分を立て（前者の割合を家族規模Ⅰとし、後者の割合を家族規模Ⅱとする）、家族規模の大小によって教育達成にどのような違いが見られるかを分析してゆくことにする。各都道府県におけるそれぞれの割合は表3に示した通りである。

2) 重回帰分析の結果

まず、46都道府県の高校進学率（昭和35年頃）、大学・短大就学率、大学・短大志願率（昭和45年頃）を目的変数とし、それを①県民個人所得、②農林漁業就業、③父学歴、④母学歴、⑤家族規模の5つの変数で説明する重回帰式を

表4 家族規模の説明力—偏F検定—

目的変数	家族規模	F値
高校進学率（昭和35年頃）	I	12.893
	II	13.559
大学短大就学率（昭和45年頃）	I	18.408
	II	16.719
大学短大志願率（昭和45年頃）	I	13.281
	II	12.548

立て、各変数の効果を吟味してみることにしよう²⁾。表4にまとめたのは、すべての説明変数を含むモデルにおいて計算された家族規模の回帰係数に関するF値である。これは、他の①～④の変数を考慮してなおかつ家族規模にどれだけの説明力があるか、その寄与率を評価したものとみなすことができる。家族規模の効果が、社会経済的変数に影響された見かけのものに過ぎないとしたら、もちろん進学率や就学率の分析に家族規模を説明変数として付け加える意味はない。しかし、表4の結果が示しているように、どの説明問題でも家族規模はきわめて有力な要因となっている（有意水準99%以上）。つまり、家族規模が社会経済的な変数に影響されない独自の効果を持つことが確認されるのである。それゆえ、社会経済的な変数を用いて行なわれてきたこれまでの類似の分析よりも、ここでの分析のほうが軒並み決定係数（R²）が大きくなっていることは強調しておいてよいだろう。家族規模は、社会経済的変数が説明できなかった地域の教育達成の分散を確実に減らしているのである。

表5 重回帰分析の結果^{a)}

	高校進学率		大学短大就学率		大学短大志願率	
定数	.274 (.022)	.234 (.027)	.138 (.039)	.101 (.046)	.076 (.055)	.032 (.062)
所得
農林漁	-.279 (.063)	-.290 (.063)	-.250 (.079)	-.257 (.079)
父学歴385 (.089)	.402 (.090)
母学歴	.740 (.103)	.799 (.095)	.196 (.059)	.207 (.059)
家族I	.933 (.191)	.318	(.077)		.335 (.083)	
家族II		.425 (.086)		.196 (.050)		.209 (.053)
R ²	.813	.815	.869	.867	.887	.886
R ^{*2}	.804	.806	.860	.857	.879	.878
F	93.430	94.435	93.192	90.879	110.090	108.565

^{a)} 非標準化回帰係数の値。()内は標準誤差。

つぎに、表5にまとめて示したのは、この全変数モデルから有意性の低い変数を一つずつ除去して行って最終的に残った変数と、その効果の大きさである。これらの効果の大きさは、F検定によりすべて危険率1%の水準で有意であることが確認されている。これより、(1)所得水準の影響は総じて小さいこと、(2)農林漁業の就業者割合は大学・短大の就学率及び志願率に負の影響を及ぼしていること、(3)母親の学歴水準は進学率や就学率に関係し、(4)父親の学歴水準は志願率に関わっていること、(5)家族規模は予想通り小さいほうが有利なこと、などの傾向を読み取ることができる。同様の重回帰分析によって地域間格差を分析した天野郁夫氏は、志願率(教育の需要)は産業構造や学歴構造など社会的・文化的条件に規定されているが、就学率(需要の充足)はもっぱら所得水準に左右される、と経済的要因を重視した分析を行なっているが²⁹⁾、ここでの結果からそうした傾向は検出されない。これは、家族規模を独立した要因として含めることによって、社会経済的な変数の影響力が部分的に吸収されてしまったからである。つまり、差別出生力の安定したパターンがある限り、家族規模を統制すれば家族の社会経済的地位の直接的な影響力は必ず弱くなるのである。見方を変えれば、そうした背景のもつ負の影響力は家族規模が大きいことを介して実現していたことになる。差別出生力のパターンが単なるライフスタイルの相違を意味するのではなく、家族の戦略性に基づいているとする従来の理解は、これによって実証することができる。

他方、表6は、新潟-長野-静岡から北東を「東日本」、富山-岐阜-愛知から南西を「西日本」として、日本全国を2つのブロックに分け同じ分析を試みたものである。やはり天野氏は、我が国の教育システムには西高東低の明瞭なパターンがあると指摘しているが²⁹⁾、これについてはその通りのブロックの違いを確認することができる(ただし天野氏はダミー変数を用いて検討している)。とくに注目されるのは、どの目的変数でも東日本の場合は所得水準の効果が大きいことである。昭和35年頃の高校進学率はこれのみでかなりの部分が説明されている。これに対して、西日本の場合は、所得水準よりも就業構造や学歴構造などの社会的・文化的要因が影響力を持っており、地域発展の歴史的な違いを窺わせる結果となっている。また、家族規模が有意な影響力を示すのもこれら西日本においてである。家族規模の影響力が、所得ではなく、学歴水準など社会的・文化的変数が物を言う状況において顕現してくるというこの結果は注目に値しよう。すなわち、兄弟数の制限が戦略的な重要性をもつのは、親の学歴水準がすでに高く、それゆえ子供に対する教育期待も高くなり

ちな地域においてなのである。近代社会の家族モデルが内包している子供中心の家族内志向の強さは、地域の社会的・文化的条件によって微妙に異なっていると見るべきだろう。

表6 東日本と西日本^{a)}の比較^{b)}

	高校進学率		大学短大就学率		大学短大志願率	
	東日本	西日本	東日本	西日本	東日本	西日本
定数	.222 (.039)	.200 (.033)	-.097 (.058)	.053 (.051)	-.231 (.048)	.027 (.065)
所得	.295 (.035)042 ^{c)} (.019)091 (.010)
農林漁	-.190 (.068)	-.199 (.065)
父学歴358 (.084)490 (.080)
母学歴875 (.103)	.245 ^{c)} (.128)
家族Ⅰ322 (.066)338 (.064)
家族Ⅱ462 (.082)
R ²	.812	.857	.840	.909	.843	.937
R ^{*2}	.801	.845	.818	.898	.833	.930
F	69.332	74.731	39.325	79.891	85.813	119.836

^{a)} 東日本は18都道県、西日本は28府県。

^{b)} 非標準化回帰係数の値、()内は標準誤差。

^{c)} 5%水準で有意。

4. 生態学的回帰による推論

これまで、都道府県単位でまとめられたデータから、高校進学率・大学短大就学率・同志願率の地域間格差が、家族規模を含めた変数群によってかなりの程度説明できることを示してきた。だが、本稿で問題にしたいと考えているのは、そうした地域間の格差ではなく、どこまでも個人行動の水準における家族

規模の影響力である。この点は厳密に区別しておかなくてはならない。実際、注目する2変数の間に個人の水準では関連がなくとも、地域区分が傾向性をもってなされる場合は、そこでの関連に疑似的な相関が現われやすくなる。極端な場合には、まったく逆の結果になることもある。いわゆる生態学的誤謬(ecological fallacy)として知られる問題である³⁰⁾。都道府県別の地域区分は、明らかに目的変数とも説明変数とも関係しているから、先の重回帰分析の結果を個人行動の説明として読むにはそれなりの注意が必要となる。これは、親の選択的行動を前提にする本稿の問題設定にとって好ましくない事態であり、できるだけ誤謬を回避する手立てが講じられなければならない。

ここで参考にするのは、集合データから個人行動を推論するための最も有望な方法と評されているL.A.グッドマンの生態学的回帰³¹⁾の考え方である。先の重回帰分析で標準化しない回帰係数を示したのも、この目的があつてのことであり、家族規模の大小によって進学率や就学率にどれだけの差が表われるかをより直截的に評価するためである。したがって、説明変数のなかでどれがもっとも有力かという点はここでは問題にならず、社会経済的な変数は家族規模の大小による格差をより正確に把握するための統制変数としての役割を担うことになる。グッドマンの方法について簡単に紹介しておこう。

われわれは、先に家族規模を兄弟数が2人以下の割合(家族規模Ⅰ)あるいは3人以下の割合(家族規模Ⅱ)として、全体を2分割する形で把握した。前者であれば、本人を含めて兄弟数が2人以下の集団と、3人以上の集団が区別されたことになる。ここで明らかにしたいと思うのは、両者の間で進学率や就学率にどれだけの違いが見られるかである。それは家族規模と教育達成との共変動に他ならないが、その様子を教えてくれる統計は存在しないので、集合的なデータから回帰分析を用いて推論しようというのである。いま、小家族からの進学率を p 、大家族からの進学率を r とし、それがどの地域でも一定であると考えてみよう。このとき、各地域の進学率 y は、それぞれの地域の小家族の割合 x を用いて、つぎの式によって予測することができる。

$$y = r + (p - r) \cdot x$$

しかし、どの地域でも p や r が一定であるということは現実にはあり得ない。そこで、 p と r をランダムな変動に従う確率変数とみなし、その期待値がどの地域でも一定であると仮定することにしよう。そうすると上の関係はつぎのように修正される。

$$E(y|x) = E(r|x) + [E(p|x) - E(r|x)] \cdot x$$

すなわち、 $E(y|x) = A + B \cdot x$

これがグッドマンの生態学的回帰の考え方であり、 P や r の期待値が一定であるとの仮定が満たされれば、通常回帰分析によって、 $E(r|x) = A$ 、 $E(p|x) = A + B$ として推定されることになる³⁹⁾。ここでは、分析をより現実的な条件に近づけるために、①進学率や就学率の水準は地域の特性 z に規定されているが、②家族規模による差の期待値は地域間で一定である、という設定で推論を行なうことにする。つぎの式がそれを表わしている。

$$E(y|x) = A + C \cdot z + B \cdot x$$

ただし、 $E(r|x) = A + C \cdot z$
 $E(p|x) = A + C \cdot z + B$
 よって、 $d = E(p|x) - E(r|x) = B$

グッドマンは、こうした形の生態学的推論が現実に意味をもつ条件を幾つか挙げている。それは、①観察される x と y の間に実際に線形的関係が見られること、②誤差の分散 $\sigma^2(y|x)$ が十分に小さいこと、③ p 及び r の推定値が $0 \sim 1$ の範囲にほぼ収まっていること、④予測式による全体の進学率 Y の推定値が既知の進学率に近似していること、⑤地域ごとの周辺構成(既知)を前提に最大関連を想定して得られる相関係数 ϕ (または差 d)の上限を越えないこと³⁹⁾、⑥ x と z との間に多重共線性が見られないこと、などである。①②⑥はすでに先の分析によって確認されているので、残る③④⑤について表7に検討結果を示しておく。家族規模 I を用いたときの高校進学率の予測が、個人行動の推測としては信頼できないものとなっているが、その他の予測はいずれも許容できる範囲にあるのがわかる。したがって、先の重回帰分析の結果は、地域の特性によって進学率の水準は影響を受けるが、それを統制すれば大家族と小家族の間には一貫して有意な格差が存在している、と読むことができる。

他方、グッドマンは、こうした微妙な問題だけにパラメータの推定には通常の最小二乗法(OLS)を用いるよりも、重み付き最小二乗法(WLS)を用いたほうがより信頼できる結果が得られるだろうと述べている。これは、誤差等分散の仮定が満たされない場合は、推定されるパラメータが「不偏推定量であっても必ずしも最良ではない」という重回帰分析上の難点を考慮してのことである。われわれのデータでも、進学率に対する予測誤差の分散が家族規模の水準によって影響を受けるということはありそうだから、この提案に従い重み

表7 生態学的推論の可否

目的変数	家族	\hat{d}	上限 ^{a)}	\hat{Y}	Y(既知)	$\hat{\phi}$ ^{b)}	範囲 ^{c)}	可否
高校進学率	I	.933	.486	.525	.581	.382	0	否
	II	.425	.654	.579	.581	.429	92	可
大学短大就学率	I	.318	.882	.221	.220	.335	92	可
	II	.196	.403	.220	.220	.254	92	可
大学短大志願率	I	.335	.890	.251	.251	.341	92	可
	II	.209	.460	.250	.251	.261	92	可

a) ダンカンらの方法による(注32).

b) 4点相関係数の値.

c) p、rの推定値(計92)が0~1にある数.

表8 WLSによる格差dの推定値と信頼区間^{a)}

目的変数	家族	\hat{d} (WLS)	区間(WLS)
高校進学率	I
	II	.424	.251~.596
大学短大就学率	I	.296	.149~.443
	II	.182	.091~.272
大学短大志願率	I	.317	.160~.473
	II	.198	.101~.294

a) 一律に、 $t_{(40, .05)} = 2.021$ を用いている.

付きの最小二乗法を用いることにする。具体的には、OLSによるE(y|x)の推定値を利用して重みを構成し、重みの付いた新しい変数間でOLSを適用したパラメータの再推定を行なっている³⁰⁾。

表8が、こうして計算された家族規模による進学率・就学率・志願率の格差dの推定値である。また、t値を用いて信頼度95%の信頼区間も計算してみた。WLSによる推定は、やや控え目になる程度で大きな違いは生んでいない。これらの推定結果はいずれも有意に正の値となっており、表7に示した差の上限も下回っている。さらに、3人を区切りとするよりも、2人を区切りとしたほうが格差は大きくなっており、ほぼ予想通りの結果が得られている。こうしたことから判断して、地域データによる重回帰分析の結果は、個人行動の水準に

おける家族規模の影響を的確に捉えているとみなしてよいだろう。すなわち、昭和35年頃の高校進学率の場合は、兄弟数が3人以下か4人以上かで進学者の割合に4割強の格差を生み出し、昭和45年頃の大学・短大就学率の場合は、同じ区分で2割弱の違いを、2人以下か3人以上かの区分で3割程度の違いを作り出していたと推測されるのである。大学・短大志願率も就学率の場合とほぼ同じことが言える。

今日のように兄弟数が全般に小さくなり、高校や大学の進学率も高くなってくれば、こうした格差は解消してゆかざるを得ないが、そうなる以前の段階で家族規模は教育達成にこれだけ大きな格差をもたらしていたのである。家族規模を相対的に小さく維持してきた高学歴層が、戦後の教育拡大期を通して、社会的地位の再生産に有利な位置を占めていたことは明らかだろう。また、この関係が可視的である以上、家族規模の制限は、高学歴層に限らずどの社会層にとっても社会移動を促進する戦略的な重要性を持っていたと思われる。ブレイクも指摘するように、家族形成期の親にとって、すでに固まりつつある社会経済的地位を変えるのは難しいが、それと並んで教育達成に有力な影響を及ぼすであろう子供数の方は、まだ十分に選択の余地が残されているのである³⁹⁾。

5. 子供の質をめぐる競争

本稿では、教育達成の階層間格差を解釈する一つの視点として家族の能動性に注目し、とくに家族規模の大小に焦点を当てて教育達成への影響を分析してきた。資料の構成に幾らか難があるとはいえ、ほぼ予想通りの結果を得ることができた。これは本稿で試みた家族規模の推計が一応の妥当性をもつことを裏付けている。また、教育達成と家族規模との関係はきわめて明瞭であり、子供数を少なく維持してきた高学歴層が、教育の拡大期に予想以上に有利な位置を占めていたことが確認された。集団間の比率差が2割や3割を越えているのであるから、「兄弟数が社会的昇進に不利になっている事実はない」という観察は否定される。

もちろん、この関係があてはまるのは戦後の高度成長期までであり、子供数が全般に少なくなってくるそれ以降の段階については、また別の指標が必要となる。つまり、量から質への移行を受けて、今度は低質から高質への移行が家族の能動性を捉えるために観察されなければならない。そうした方向にそってどのような分析が可能か、最後に若干の展望を述べておこう。

まず、家族の計画性や戦略性を検証するための人口学的変数は家族規模にのみ限られない。量から質への転換を自覚した家族は、同時に兄弟の出生間隔や父子年齢差なども視野に収めていることだろう。出生が自然の作用を離れて夫婦の決定に依存するようになって以上、出生行動の合理化に中途半端な限界を画する必要はない。実際、近代家族の出生行動はどこまでも子供のためを中心に組み立てられており、兄弟の出生時期にしても、彼らの教育期間が父親の活動的な時期に重なるようにきわめて慎重に配置されている。子供数の制限は、同時に家族のライフサイクルにおける計画性を伴っているのである。近代的な生活様式に適応しつつ子供数を制限してきた家族は、このライフサイクルを伝統的なパターンから離脱させた家族として捉えることができるだろう。こうした家族のライフコース的視点は、本稿で行なったよりもさらに精密な理解をもたらすと思われるが、全国レベルの統計資料が存在しないので特別の資料収集が必要となる。

他方、今日の家族の戦略性は人口学的変数を離れて、家庭の教育環境の充実や、塾などへの教育投資、将来の学資に具えた貯蓄や保険の加入など、社会的あるいは経済的変数において捉えられるようになってきている。量から質への段階を経て、低質から高質への新たな段階への移行である。しかし、少ない子供数を前提に質を高めてゆく努力がとられるようになると、競争の圧力が自ずと強まり、経済的変数がストレートに物を言う状況が出現しやすくなる。すなわち子供のための支出競争である。実際、兄弟数が少ないので追加資源が希釈化されることはなく、たいていの親は僅かの犠牲を払えば、我が子にも他の子供たちと同等の条件を保証してやることができる。求められる犠牲に社会的な格差が存在しているとしても、子供の将来を配慮してやまない親が進んでこの支出競争を降りようとは思わないだろう。こうして、子供のための消費が社会的再生産の文脈に正当な位置を占めるようになり、支出競争は規範的な圧力を伴って深く進行することになる。昭和40年代の後半以降、塾が隆盛してきたのもこの文脈に沿って理解することができる。

さらに、単なる支出競争ではなく養育過程の全般が競争的な性格を強めている。養育過程の合理化は近代家族が一貫して追求してきた課題だが、それがますます教育達成を最終の目標として分析されるようになってきている。この点に関して誰もが認めるのは、親子のコミュニケーションを中心とした家庭の文化的な環境が非常に重要だということである³⁶⁾。家族規模の影響するメカニズムを因果的な観点から分析したブレイクの例によると、教育達成において大家

族が不利になるのは人間関係の側面が希薄になるからであり、その欠陥は物理的環境の改善によって補償できないとされる³⁾。親の注意深い愛情が子供をよりよく育てるといふごく平凡な事実を示唆しているに過ぎないが、それが競争の文脈におかれるや意味は一変する。愛情の支出に適当な水準などないからである。こうして、教育を戦術とした社会的再生産は親の関心をますますもって子供の養育過程に向わせることになる。年若い夫婦の出生行動が、表だった社会移動の野心にではなく、単純に、育てることの負担に左右されているように見えるのも、当然と言えば当然だろう。「情愛」豊かな家庭に育ち、親の「期待」にたがわず高学歴を達成してきた彼らにとって、教育を戦術としない社会的再生産などは明らかに構想しようがないのである。

今日の家族がデュモンやアリエスの描く近代家族の範疇にある限り、家族への視点は、社会移動の現実を理解するのにつねに一定の有効性を持っていよう。

<注>

- 1) Blau, P.M. and O.D. Duncan, *The American Occupational Structure*, Wiley and Sons (1967), pp.295-330.
- 2) Featherman, D.L. and R.M. Hauser, *Opportunity and Change*, Academic Press (1978), pp.219-311. Mare, R.D., "Social Background Composition and Educational Growth", *Demography*, vol.16 (1979).
- 3) Blake, J., "Number of Siblings and Educational Mobility". *American Sociological Review*, vol.50 (1985). ブレイクのこの主張は、父親の社会的地位と家族規模との間には相互作用効果があるというのに等しい。だが、ブラウ＝ダンカン以降、移動構造の分析において仮定されてきたのは付加的 (additive) な構造であった。この点をめぐって、メーア＝チェンとブレイクの間で激しい論争が行なわれている。軍配は完全に前者にあがるが、両者とも希釈化 (dilution) 仮説を敷衍している点、またブレイクの場合は家族規模それ自体を主題としている点は注目しておきたい。Mare, R.D. and M.D. Chen, "Further Evidence on Sibship Size and Educational Stratification". Blake, J., "Reply to Mare and Chen". Mare, R.D. and M.D. Chen, "Rejoinder to Blake". *American Sociological Review*, vol.51. (1986).
- 4) 直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造－1. 社会階層の構造と過程』、菊池城司編『現代日本の階層構造－3. 教育と社会移動』東京大学出版会 (1990)などを参照のこと。

- 5) マッケンロート『人口論』(石南國・鈴木啓祐・金田昌司・加藤壽延訳、中央大学出版会、1980年)、とくに第3章「人口過程の内部的差異」. Westoff, C.F., "The changing focus of differential fertility research". *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 31(1953). Wrong, D.H., "Trends in Class Fertility in Western Nations.", *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, vol.24 (1958).
- 6) Aries, P., "Two Successive Motivations for the Declining Birth Rate in the West" ., *Population and Development Review*, vol.6(1980). また、フィリップ・アリエス『<教育>の誕生』(中内敏夫・森田伸子編訳、新評論、1983). アリエスは、ブルジョアの家族観が民衆の間に浸透したことの指標として、出生率や就学生徒数の他に、「矯正教育施設に収容された少年の数」、「住民一人当りのアルコール消費量」を掲げ、子供に対する親の関心の成長を驚くべき想像力をもって示している。
- 7) 古典的な人口転換理論では、出生率の長期低下傾向をもたらした原因として、1) 児童労働の禁止と義務教育、2) 育児法の発達、3) 死亡率の低下、4) 父権の低下、5) 婦人の解放、6) 社会的上昇の可能性、7) 一般教育の発展、8) 生存水準の増大、9) 消費可能性の発展、10) 都市化、などの要因が挙げられている。ソーヴィ『人口の一般理論』(岡田實・大淵寛・岩田文夫訳、中央大学出版部、1985年)。
- 8) Coleman, D.A., "The Demography of Social Class", in Mascie-Taylor, C.G.N.(ed.), *The Biosocial Aspect of Social Class*, Oxford (1990).
- 9) 我が国の場合、出生率の減少は第1回の国勢調査が行われた大正9年(1920)から観察できるが、その始期はもっと早いとされる。また、大正期以降の減少について人口学者の分析は、経済的貧困によるというよりも新しい生活機会への適応であったことを一様に強調している(上田貞次郎編『日本人口問題研究』第2輯、協調会(1934)、I. B. トイバー『日本の人口』毎日新聞人口問題調査会(1964))。また、柳田国男(1931)も大正から昭和にかけての世相を、「子女をめいめいの後の生活に適するように育てる風が広まった」、「わが子の幸福なる将来ということが、最も大切な家庭の論題になっている」と分析している(『明治大正史一世相篇(下)』1976、講談社学術文庫)。こうした観察は、「父母たるもの常に其子女に対して供養を督促するの権利を特有せるものの如く謬信せり。殊に、父母が其子女に向いて幼児の養育を施すは、只自己が老後の予備に充てんが為め之を子女に貸附するものなりと誤解し、未だ會て、夢にだも父母の義務を知らざるのみならず…云々」とする、明治の初め頃の統計家の観察に照らして実に興味深いものがある(横山雅男、1888、『婚姻論』、明治文化全集第16巻 婦人問題、1959、日本評論社)。

- 10)大淵寛『出生力の経済学』、中央大学出版会(1988)。子供の量と質の区別をモデル化したものは、Becker,G.S., *A Treatment on the Family*, Harvard(1981)、近代化と出生力減退の関係をモデル化したものは、Easterlin,R.A. and E. Crimmins, *The Fertility Revolution:A Supply-Demand Analysis*, Chicago (1985)などに見られる。とくに家族の再生産戦略という観点に立った場合、世代間の「富の流れ(wealth flow)」に着目したコールドウェルの理解が示唆的である。Caldwell,J.C., "Toward a restatement of demographic transition theory", *Population and Development Review*, vol.2 (1976)。
- 11)V.R.フックス『いかに生きるかの経済学』江見康一監訳、春秋社(1988)。
- 12)富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会(1979)、73頁。
- 13)たとえば、2つの集団 A_1 と A_2 で2つの財 B_1 と B_2 を分け合うとしよう。分配状況を4分割表にまとめたときのそれぞれの周辺度数を a_1, a_2, b_1, b_2 とすると、4分点相関係数 ϕ は特定の財を分配された者の比率の差 d を用いて、 $\sqrt{a_1 a_2 / b_1 b_2} \cdot d$ と表わされる。周辺構成が単純に2等分されていれば、相関係数 ϕ はそのまま両集団の格差 d に等しくなる。大家族と小家族の進学率の格差0.2は、決して小さいものではない。
- 14)安田三郎『社会移動の研究』東京大学出版会(1971)。安田氏は、社会移動と家族の関係を生殖家族の問題と定位家族の問題とに分け、前者についてはデュモン説を、後者については出生順位をそれぞれ別個の論文として検討している。だが、定位家族の兄弟数についてはまったく問題にしていない。これは、デュモン説を「時代の制約はまぬがれず、今日の水準では到底学問的研究に値しない」とはなから否定してしまったためと思われる。
- 15)Berent,J., "Fertility and Social Mobility.", *Population Studies*, vol.5(1952)。
- 16)毎日新聞社人口問題調査会編『日本の人口問題』至誠堂(1976)。最新の調査結果については、同調査会編『記録 日本の人口 少産への軌跡』毎日新聞社(1990)。避妊の実行理由として、「数を制限し子供によい教育をしてやるため」を挙げる者の割合は、正確には、昭和38年(避妊実行率63.7%)の63.2%から昭和54年(同83.7%)の38.0%まで漸減している。これは、少子化や子供に対する教育期待が当たり前のこととして定着し、あえて避妊の理由にはならなくなってきたからだと解釈できる。子供をめぐる親の意識は、量的な次元よりもむしろ質的な次元で形成されるようになってきたのである。
- 17)ただしアリエス(1980, *ibid.*)は、戦後のベビーブーム期以後の出生率の低下は、近代家族の子供中心的な価値観を脱した新しい動機構造の出現によってもたらされた

見ている。

- 18)厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産—第9次出産力調査』(1988)。教育期待による差は、付録の「クロス集計主要結果表」から筆者が検討した。
- 19)友田泰正「都道府県別大学進学率格差とその規定要因」教育社会学研究、第25集(1970)。山本真一「大学進学希望率規定要因の分析」教育社会学研究、第34集(1979)。天野郁夫他「進路分化の規定要因とその変動」東京大学教育学部紀要、第23巻(1983)など。
- 20)昭和34年の『人口白書』は、第3次出産力調査の結果から差別出生力を検討し、戦前と戦後の比較を行なっている。そこには、所得水準による影響が戦前と戦後とで逆転し、低所得層ほど出生児数が少ない「窮乏的抑制」から、高所得層ほど出生児数が少ない「合理的抑制」に変わってきたという興味深い分析結果が示されている。他方、職業差には戦前・戦後を通じて一貫したパターンが観察されている。
- 21)昭和34~36年の県民個人所得の平均から、各都道府県を所得の高いほうから順につきの4つのグループに分けた。I. {東京・神奈川・愛知・京都・大阪・兵庫}、II. {北海道・埼玉・富山・石川・岐阜・静岡・奈良・広島・香川・福岡}、III. {宮城・山形・栃木・群馬・千葉・新潟・福井・山梨・長野・三重・滋賀・和歌山・島根・岡山・山口・徳島・愛媛・高知・佐賀}、IV. {青森・岩手・秋田・福島・茨城・鳥取・長崎・熊本・大分・宮崎・鹿児島}。
- 22)山崎博敏他「学歴研究の動向」(教育社会学研究、第38集、1983)、岩井八郎他「「階層と教育」研究の動向」(教育社会学研究、第42集、1987)などを参照のこと。
- 23)この点については、天野郁夫他「地域における学歴意識の変容—戦前期日本における生活世界の学校化—」(東京大学教育学部紀要、第28巻、1983)、沢山美果子「教育家族の成立」(『<教育>—誕生と終焉』藤原書店、1990)など、断片的ではあるが地方史からのアプローチがいくつかある。
- 24)通常、母親を分母にとった出生児数の平均 \bar{x}_m と子供を分母にとった兄弟数の平均 \bar{x}_c は一致せず、 $\bar{x}_c = \Sigma (x_m^2 / \Sigma \bar{x}_m) = s^2 / \bar{x}_m + \bar{x}_m$ の関係から必ず \bar{x}_c の方が大きくなる (x_m は各母親の出生児数、 s^2 はその分散)。そこで、出生率の動向とは別に、小家族化は子供の側から見ればごく最近になって始まった現象であるとする見方も成り立つことになる。Judith Blake, *Family Size and Achievement, California*, 1989, P. 273-296。ここでの操作は母親側の規模に注目したものだが、それは兄弟の重複を想定せず、進学行動を限られた時点で断面的に捉えているからである。

25)推計に用いた重み w_i は、出生児数 i ごとにつぎの通り。

<昭和35年>

年齢\結婚年数	15~19年	20~24年	25~29年
35~39才	$w_{1-11}=1.0$	$w_1=0, w_2=0.9$ $w_{3-11}=1.0$	—————
40~44才	同 上	$w_1=0, w_2=0.6$ $w_{3-11}=1.0$	$w_1=0, w_2=0, w_3=0.4$ $w_{4-11}=1.0$
45~49才	同 上	同 上	$w_1=0, w_2=0, w_3=0.2$ $w_4=0.8, w_{5-11}=1.0$
50~54才	同 上	同 上	同 上

<昭和45年>

年齢\結婚年数 20年以上

35~39才	$w_1=0.90, w_{2-10}=1.0$
40~44才	$w_1=0.54, w_2=0.94, w_{3-10}=1.0$
45~49才	$w_1=0.31, w_2=0.61, w_3=0.86, w_4=0.99, w_{5-10}=1.0$
50~54才	$w_1=0.08, w_2=0.21, w_{2-3}=0.44, w_4=0.67, w_5=0.92, w_{6-10}=1.0$

26) Blake, J., "Family Size and The Quality of Children". *Demography*, vol.18 (1981).

27)各変数間の単相関係数はつぎの通り。

<昭和35年>

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	平均	標準 偏差
X_1 進学率	1.000	.722	-.733	.822	.842	.766	.715	.557	.081
X_2 所得		1.000	-.895	.768	.668	.717	.672	.106	.021
X_3 農林漁			1.000	-.831	-.758	-.649	-.586	.360	.115
X_4 父学歴				1.000	.931	.631	.549	.253	.069
X_5 母学歴					1.000	.605	.519	.216	.065
X_6 家族 I						1.000	.969	.133	.035
X_7 家族 II							1.000	.355	.073

<昭和45年>

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	平均	標準偏差
X ₁ 就学率	1.000	.992	.794	-.884	.843	.809	.759	.710	.205	.064
X ₂ 志願率		1.000	.831	-.891	.875	.825	.745	.694	.230	.075
X ₃ 所得			1.000	-.874	.783	.708	.714	.663	.474	.074
X ₄ 農林漁				1.000	-.851	-.782	-.662	-.609	.242	.103
X ₅ 父学歴					1.000	.935	.559	.493	.366	.082
X ₆ 母学歴						1.000	.524	.461	.328	.098
X ₇ 家族 I							1.000	.969	.221	.062
X ₈ 家族 II								1.000	.539	.092

28)天野郁夫他 (1983).

29)同上.

30)L.I.ラングバイン=A.J.リヒトマン『生態学的誤謬』長谷川政美訳、朝倉書店 (1980).

31)Goodman,L.A."Some Alternatives to Ecological Correlation",*American Journal of Sociology*,vol.64 (1959).

32)これは、家族規模が個人水準でのみ影響力を持ち、たとえば高所得者が多く集まると地域財政が豊かになり所得の効果を間接的に高めるといった類の集積効果がないことを意味している。通常の共分散分析によれば、そうした集積効果は $\beta_{\bar{y}\bar{z}} - \beta_{yx \cdot z}$ と表わされる。よって、家族規模が個人水準でのみ意味を持つ限り、生態学的回帰によって推定される $\beta_{\bar{y}\bar{z}}$ は個人水準での効果 $\beta_{yx \cdot z}$ に等しくなると考えてよい。Firebaugh, G., "A rule for inferring individual-level relationships from aggregate data", *American Sociological Review*, vol.43 (1978).

33)Duncan,O.D.and B.Davis,"An Alternative to Ecological Correlation", *American Sociological Review*, vol.18 (1953).

34)重みは、 $w_i = [(\sum b_{ix_k})(1 - \sum b_{ix_k})]^{-1/2}$ による。Aldrich,J.H.and F.D.Nelson,"Logit and Probit Models for Multivariate Analysis with Qualitative Dependent Variables",in W.D.Berry and M.S.Lewis-Beck(ed.), *New Tools for Social Scientist:Advances and Applications in Research Methods*, Sage (1986).

35)Blake,J.(1981),*ibid*.

36)この点に関する最近の研究の要領の良い見通しは、Dornbush,S.M. and K.D.

Wood, "Family processes and educational achievement", in William J. Weston(ed.), *Education and the American Family*, New York University Press (1989).

37) Blake, J. (1989, *ibid.*), PP.223-272.